

# La relation entre le niveau du salaire perçu et les transitions d'emploi à emploi en France : une remise en cause des modèles de recherche d'emploi ?

Arnaud Chéron\* et Guoqing Ding\*\*

---

La théorie de la recherche d'emploi a fait l'objet d'un important renouveau sous l'impulsion de Burdett et Mortensen (1998), qui ont mis en évidence que le comportement de recherche sur le tas des employés affecte la concurrence qui s'exerce, via les salaires, entre les firmes. L'équilibre est alors caractérisé par une dispersion des salaires, *y compris en l'absence d'hétérogénéité tant du point de vue des travailleurs que des firmes*.

Bowlus et Neumann (2004) se sont récemment interrogés sur la pertinence empirique de ce cadre au vu de la relation entre le niveau du salaire perçu et la mobilité d'emploi à emploi. Théoriquement, la fréquence des transitions d'emploi à emploi diminue avec le niveau du salaire du travailleur, la probabilité d'obtenir une offre financièrement intéressante étant plus faible quand la rémunération est plus élevée. Bowlus et Neumann montrent pourtant que cette relation apparaît, à l'observation, ambiguë voire croissante aux États-Unis.

Or, sur des données françaises issues de l'enquête *Emploi*, une relation statistique ambiguë entre le niveau du salaire perçu par un employé et sa probabilité de transition vers un autre emploi apparaît également, en lieu de la relation décroissante prédite par la théorie. Nous montrons que cette ambiguïté pourrait renvoyer à un effet de composition agrégé qui disparaît quand une désagrégation par catégorie socioprofessionnelle est effectuée, et aussi à une typologie particulière de mobilités professionnelles : des promotions au sens de transitions accompagnées d'une montée dans l'échelle des catégories socioprofessionnelles. L'estimation *par CSP* que nous proposons du modèle canonique de recherche d'emploi (à partir d'une méthode de moments simulés) apparaît en mesure de rendre compte de la relation observée entre le salaire perçu et la probabilité de mobilité professionnelle, dès lors que sont exclusivement considérées des mobilités n'entraînant pas de promotion ni de perte de salaire.

---

\* Gains, Université du Maine et EDHEC. E-mail : [acheron@univ-lemans.fr](mailto:acheron@univ-lemans.fr).

\*\* Gains, Université du Maine. E-mail : [guoqing.ding.etu@univ-lemans.fr](mailto:guoqing.ding.etu@univ-lemans.fr).

Correspondance : Avenue Olivier Messiaen, Faculté de Droit et de Sciences Economiques, 72085 Le Mans Cedex 9, France.

Ce travail a bénéficié des remarques de deux rapporteurs anonymes d'Économie et Statistique. Nous tenons également à remercier F. Langot, J-M. Robin ainsi que l'ensemble des participants aux séminaires Marché du travail de l'Université de Paris-I et du Gains de l'Université du Mans.

La théorie de la recherche d'emploi renvoie initialement à une représentation du marché du travail en équilibre partiel, c'est-à-dire à demande de travail donnée : les travailleurs, confrontés à une distribution donnée des offres de salaires, décident d'une stratégie de recherche d'emploi qui s'apparente à une « règle d'arrêt » (1) : cette règle définit un seuil de rémunération salariale au-delà duquel il est optimal d'accepter l'offre de salaire proposée. Les premiers travaux à avoir formalisé cette représentation datent de la fin des années 1960 et du début des années 1970 (McCall, 1965, et Phelps *et al.*, 1970).

La contribution de Diamond (1971) fut de mettre en évidence le caractère singulier de l'équilibre de ces modèles dès lors que la politique salariale des entreprises est prise en compte. Il considère un environnement où l'information est imparfaite, où les entreprises disposent d'un pouvoir de monopsonne, en faisant des offres à prendre ou à laisser, et où seuls des chômeurs identiques recherchent un emploi, de manière séquentielle et n'ont pas accès à plusieurs offres simultanément. L'équilibre est alors caractérisé par une distribution des salaires concentrée en un point : seul le salaire de réservation des chômeurs est finalement offert. S'il existe un coût de collecte de l'information sur les salaires, aucun chômeur n'a de ce fait intérêt à participer au marché du travail, puisque la recherche d'un emploi ne se traduit pas par l'espérance d'un gain positif. Ce résultat est connu sous le nom de paradoxe de Diamond. Une stratégie de modélisation consiste alors à prendre en considération l'hétérogénéité des chômeurs, en termes de coûts d'opportunité différenciés à être au chômage, générant à son tour une hétérogénéité des salaires versés à l'équilibre (Albrecht et Axell, 1984).

Un véritable foisonnement de travaux tant empiriques que théoriques est intervenu depuis une dizaine d'années. L'approche de Burdett et Mortensen (1998) est représentative des fondements de ce renouveau (la majeure partie des auteurs partagent la structure du modèle proposé) et constituera notre référence théorique. Leur contribution majeure fut de montrer qu'en présence d'une recherche sur le tas des employés, et donc pas seulement des chômeurs, une dispersion dite « pure » des salaires existe, puisqu'elle ne découle pas d'une hétérogénéité des travailleurs et/ou des entreprises. Cette dispersion est le résultat d'un équilibre à la Bertrand (stratégie mixte), où une compétition s'exerce entre les firmes au travers de leur poli-

tique salariale, sachant que, dans ce contexte, un salaire plus élevé, s'il réduit le niveau de l'excédent brut d'exploitation, permet de déboucher des employés (et donc de réduire le délai de recrutement) et de conserver plus longtemps sa main-d'œuvre (et donc accroître la durée de l'emploi). D'un point de vue des profits intertemporels, la stratégie consistant à offrir un salaire élevé peut donc s'avérer équivalente (du point de vue de l'entreprise) à celle d'un bas salaire. La distribution des salaires ne dépendrait donc pas uniquement de l'hétérogénéité des individus et des entreprises mais également d'une composante endogène, produit des frictions le marché du travail, soit plus précisément des probabilités relatives de contact d'offres de salaires pour les chômeurs et les employés. Bontemps, Robin et Van den Berg (2000) ont les premiers exploité cette représentation sous un angle empirique, afin justement de mettre en évidence la part relative de l'effet pur (frictions) et de l'effet lié à l'hétérogénéité des entreprises.

Différentes contributions récentes constituent, tant sur le plan théorique qu'empirique, des extensions de ces premiers travaux. Postel-Vinay et Robin (2002) remettent notamment en cause la propriété d'invariance de la politique salariale des entreprises : dans Burdett et Mortensen (1998), il est notamment supposé que l'entreprise ne peut réviser son salaire lorsque le travailleur a une opportunité extérieure, à cause d'une asymétrie d'information. Postel-Vinay et Robin (2002) adoptent l'hypothèse alternative d'information parfaite des entreprises sur les opportunités extérieures des employés (d'où une capacité de contre-proposition), générant de ce fait une distribution des salaires également au sein de chaque entreprise. Ceci permet également de prédire théoriquement l'existence de transitions avec perte de salaire, ce qui ne peut se produire dans le cadre de Burdett et Mortensen : il peut être dans l'intérêt d'un employé d'accepter une baisse de salaire instantanée, dès lors que cette offre alternative est effectuée par une entreprise dont la productivité est plus élevée, et dont il peut de ce fait espérer de meilleures progressions salariales dans le futur. L'évaluation empirique sur données françaises se focalise néanmoins uniquement sur la capacité du modèle à reproduire la distribution des salaires, en décomposant les sources de la dispersion entre hétérogénéité des travailleurs, des firmes et « l'effet frictions ». Cahuc *et al.* (2006) reprennent cette approche afin d'identi-

1. *Stopping rule.*

fier de façon complémentaire le rôle du pouvoir de négociation des travailleurs. Celui-ci apparaît finalement réduit en tant que tel, dans la mesure où la recherche sur le tas des employés et donc la possibilité qu'ils ont d'obtenir des offres alternatives constituent également en soi une forme de pouvoir de négociation, puisque cette possibilité fait peser sur l'entreprise une menace de voir supporter de nouveaux coûts de recrutement en cas de démission de l'employé. Enfin, et sans vouloir être exhaustif, il est important de mentionner les travaux de Stevens (2004) et Burdett et Coles (2003) qui discutent l'optimalité de contrats de salaires dynamiques par rapport à un contrat de salaire fixe. Différents contrats existent à l'équilibre, mais chacun partage une caractéristique commune : le niveau du salaire progresse avec l'ancienneté des employés.

Au travers de ces différentes représentations, l'accent est essentiellement mis sur la question de la dispersion des salaires. Néanmoins, l'ensemble de ces travaux induisent des prédictions importantes en matière de mobilité professionnelle et, notamment, la décroissance de la fréquence de transition avec le niveau de salaire de l'individu : il a en effet d'autant moins de chance de trouver une offre acceptable qu'il est déjà bien rémunéré.

Bowlus et Neumann (2004) se sont récemment interrogés, à partir de leurs travaux sur données américaines, sur la pertinence empirique de ce cadre de référence concernant plus précisément cette relation entre le niveau du salaire perçu et la mobilité d'emploi à emploi. Théoriquement, la fréquence des transitions d'emploi à emploi diminue avec le niveau des gains salariaux du travailleur : la probabilité d'obtenir une offre acceptable (*i.e.* financièrement intéressante) diminue en effet avec le niveau de rémunération du travailleur (2). Bowlus et Neumann montrent pourtant que cette relation apparaît, à l'observation, ambiguë voire croissante. Qu'en est-il sur données françaises ? Si un résultat équivalent au leur est obtenu, comment peut-on réconcilier les estimations de Bontemps, Robin et Van den Berg (2000) et de Postel-Vinay et Robin (2002) avec cette observation statistique ?

Afin d'illustrer la pertinence empirique du modèle canonique de recherche d'emploi, nous en proposerons une estimation structurelle à partir d'une *méthode de moments simulés*. Outre la reproduction de moments caractéristiques de la dispersion des salaires, le modèle apparaîtra en mesure de rendre compte des mobilités profes-

sionnelles dès lors qu'un raisonnement par CSP est effectué, et que seules les mobilités avec progression salariale sont considérées.

## Dispersion des salaires et transition d'emploi à emploi : une étude statistique à partir de l'enquête *Emploi*

Notre analyse a d'abord pour but d'identifier les caractéristiques de la dispersion des salaires et de la mobilité d'emploi à emploi en France, afin de pouvoir évaluer sous quelle(s) dimension(s) le modèle canonique de recherche d'emploi, celui de Burdett et Mortensen (1998) peut s'avérer empiriquement défaillant.

Le caractère log-normal de la distribution des salaires en France est aujourd'hui bien connu et largement documenté (cf. par exemple, Bontemps *et al.*, 2000). Ils ont les premiers mis en évidence la capacité du modèle de recherche d'emploi à en rendre compte dès lors qu'une estimation non-paramétrique de la distribution des productivités entre firmes est proposée (3). Concernant la mobilité, les modèles de recherche d'emploi prédisent systématiquement une réduction de la fréquence de transition vers un autre emploi avec le niveau du salaire courant perçu. La pertinence empirique de cette propriété n'a pas été examinée. Les travaux de Bowlus et Neumann (2004) constituent une exception notable, qui justement soulève des doutes sur la présence d'une telle régularité empirique dans les données américaines.

Quelles sont donc les caractéristiques des transitions sur le marché du travail français ? Quelle est la relation statistique entre le niveau du salaire perçu et la probabilité de transition ? À cette fin nous utilisons les données de l'enquête *Emploi* pour la période 1990-1999 (cf. encadré 1). Trois types de mobilités sont considérées (cf. encadré 2) :

- (i) les mobilités externes (changement d'entreprise) sans promotion ;
- (ii) les mobilités externes avec promotion ;
- (iii) les promotions internes (dans l'entreprise).

2. Ce résultat demeure vérifié dans les extensions théoriques proposées par Postel-Vinay et Robin (2002) et Cahuc, Postel-Vinay et Robin (2006).

3. Autrement dit, cette estimation ne repose pas sur l'utilisation d'une loi particulière.

## Encadré 1

### SOURCES

L'étude empirique repose sur des données issues de l'enquête *Emploi* menée par l'Insee auprès de 70 000 ménages français. Nous considérons les années 1990 à 1999. L'échantillon est partiellement renouvelé (un tiers) chaque année, de sorte qu'un individu est interviewé pendant trois années successives. Notre objectif visant à caractériser les mobilités d'emploi à emploi, nous ne retenons entre deux années successives  $t$  et  $t + 1$  que les mobilités d'individus n'ayant pas connu d'épisodes de chômage d'une durée supérieure à un mois pendant l'année écoulée. *A contrario*, en cas d'épisode de chômage d'une durée supérieure à un mois, nous considérons qu'il s'agit d'une mobilité *emploi-chômage-emploi*. Nous ne nous y intéressons pas dans ce travail. Ce tri est effectué à partir du calendrier rétrospectif d'activité mensuelle.

Nous restreignons le champ de notre analyse au secteur privé. Nous nous focalisons également sur les travailleurs masculins à temps complet de nationalité française entre 20 et 59 ans. Ce choix s'explique en particulier par notre volonté de ne pas prendre en compte les répercussions liées aux interruptions de carrière (notamment au début) plus fréquentes chez les femmes, ces interruptions relevant de comportements que ne peut répliquer le modèle canonique de recherche d'emploi.

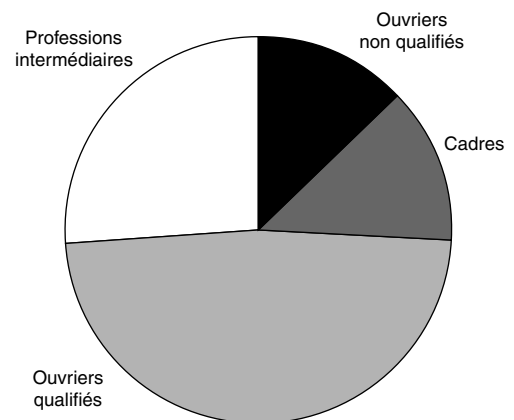
Les individus sont classés par catégorie socioprofessionnelle (CSP), afin de caractériser les distributions de salaire et les transitions d'emploi à emploi par niveau de qualification. Nous limitons notre échantillon aux salariés du secteur privé et appartenant durant les trois années successives où ils sont interviewés à l'une des quatre CSP suivantes : cadres, professions intermédiaires, ouvriers qualifiés et ouvriers non qualifiés. Outre les agriculteurs et exploitants, et artisans, commerçants et chefs d'entreprise, les employés sont également exclus de notre champ d'investigation. Ce choix se justifie par la prépondérance des femmes (plus de 80 %) dans cette CSP, alors que nous avons choisi de construire un échantillon composé d'hommes. Or, nous ne sommes en mesure d'y identifier qu'un nombre trop limité de mobilités d'emploi à emploi concernant ces derniers pour que puisse être dégagée une information représentative. La répartition de notre échantillon entre ces quatre CSP pour deux années – 1990 et 1998 – apparaît relativement stable (cf. graphique A).

Les distributions de salaire pour chacune des quatre CSP (cf. graphique VI, densités observées) sont calculées en euros constants (base 1990) à partir des gains salariaux mensuels nets des taxes salariales, en tenant compte à la fois de l'inflation et de la croissance du PIB observées. Cette dernière tend en effet à se traduire par un déplacement de la moyenne des salaires. Dès lors que nous souhaitons étudier les caractéristiques de la distribution (stationnaire) des salaires sur la période 1990-1999, nous déflatons les niveaux de

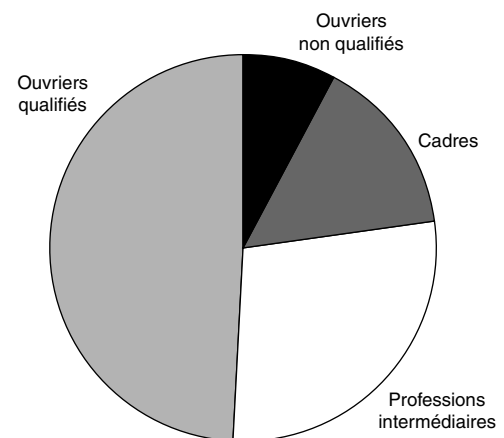
rémunération non seulement de l'inflation mais aussi de la croissance du PIB. Nous empilons alors les informations ainsi obtenues pour les années 1990 à 1999, dans le cadre de notre population de référence. Autrement dit, nous enregistrons les niveaux de rémunération salariale perçus par un individu durant les années  $t$ ,  $t + 1$  et  $t + 2$ , comme trois informations distinctes (dans la CSP correspondante), cet individu appartenant durant ces trois années à l'une des quatre CSP retenues (par construction de notre échantillon). Enfin, nous normalisons à 1 la valeur du Smic mensuel net pour un temps plein (base 1990). Toute observation de rémunération inférieure à cette valeur est ainsi exclue.

Graphique A  
**Répartition des individus par CSP dans l'échantillon retenu**

#### 1. En 1990



#### 2. En 1998



Source : enquête *Emploi*, calculs des auteurs.

Une promotion est en effet ici définie par une montée dans l'échelle des CSP (en supposant que ces catégories soient hiérarchisées les unes par rapport aux autres dans une échelle des professions). Notons en particulier que nous considérons ici qu'une mobilité interne (par définition une promotion interne) coïncide avec un changement d'emploi. Autrement dit, un changement de nature du travail à effectuer (de poste) est supposé sous-jacent à la modification de CSP. En revanche, toute mobilité interne se traduisant uniquement par une variation de salaire est supposée ne pas impliquer de changement d'emploi (4).

### Décomposer, au niveau agrégé, les taux de transition

Quatre CSP sont considérées et seuls les hommes employés à temps plein sont pris en compte. Au total, près de 87 000 observations sont comptabilisées. Dans cet échantillon, nous recensons plus de 10 000 mobilités d'emploi à emploi, soit donc un taux global moyen annuel

de transition de 12 % (cf. tableau 1). Le taux de mobilité externe n'est que de 4,7 % en moyenne sur les 9 années d'observation, ce qui conforterait l'analyse de Jolivet *et al.* (2006) classant la France parmi l'ensemble des économies à faible rotation avec l'Espagne, l'Italie, le Portugal et la Belgique.

Le taux annuel de mobilité externe fluctue de façon importante de 1990 à 1999, entre 3,5 et 6,5 %, le creux coïncidant avec la récession de 1993 (cf. graphique I). En moyenne, 45 % de ces mobilités se traduisent par des baisses de salaire ou plus précisément une régression dans la hiérarchie salariale (5). Le taux de promo-

4. Ces hypothèses sont bien-entendu discutables : il se peut qu'un changement de poste implique une augmentation de salaire sans modification de CSP. À l'inverse, une promotion au sens de la CSP peut intervenir sans modification du poste de travail.

5. Les salaires étant définis en termes constants sur la base 1990, après avoir déflaté de l'inflation et de la croissance du Pib, une baisse de salaire caractérise plus précisément une régression dans la hiérarchie salariale plutôt qu'une diminution en termes absolus (pour plus de détails concernant cette transformation des salaires, cf. encadré 1). Il est considéré que la croissance du PIB induit un déplacement de la moyenne des salaires.

#### Encadré 2

##### TYPOLOGIE ET MESURE DES MOBILITÉS ÉTUDIÉES

Notre étude vise à analyser les caractéristiques des mobilités d'emploi à emploi. Nous considérons que celles-ci peuvent être de trois types :

- (i) mobilité externe (changement d'entreprise) sans promotion ;
- (ii) mobilité externe avec promotion ;
- (iii) mobilité interne (dans l'entreprise) avec promotion.

Pour une année  $t$ , le taux annuel moyen de transition (quelle qu'en soit sa nature) est défini comme le rapport entre le nombre total des mobilités repérées entre l'année  $t$  et l'année  $t + 1$  et le nombre d'employés en  $t$ .

Une mobilité externe est repérée à partir de la variable ancienneté dans l'entreprise : un individu en emploi aux dates  $t$  et  $t + 1$ , n'ayant pas subi d'épisode de chômage supérieur à un mois, et qui reporte en  $t + 1$  avoir une ancienneté dans l'entreprise inférieure à un an, a connu une mobilité externe. Nous négligeons donc la possibilité de plusieurs transitions d'emploi à emploi au cours d'une même année, ce qui a pour contrepartie que les taux de transition mesurés constituent finalement une borne inférieure aux taux de transition effectifs. Ce choix s'explique par l'absence de calendrier mensuel concernant la CSP.

La promotion correspond à une progression de la position du travailleur au sens de la CSP, entre les années  $t$  et  $t + 1$ . Cette progression peut résulter d'une mobi-

lité externe ou interne. Trois types de promotions sont examinées :

- (i) un ouvrier non qualifié devient qualifié ;
- (ii) un ouvrier qualifié accède à un poste répertorié comme profession intermédiaire ;
- (iii) un individu occupant une profession intermédiaire devient cadre.

Les autres types de mobilité avec modification de CSP apparaissant comme marginales dans notre échantillon, qu'il s'agisse des régressions de CSP ou de promotion deux échelons au-dessus (par exemple un ouvrier qualifié qui deviendrait cadre sans passer par la CSP professions intermédiaires). Notons également que, étant donné notre niveau de désagrégation des CSP, nous ne pouvons nous intéresser aux promotions d'individus appartenant à la CSP cadres.

Il est donc ici fait référence à des changements d'emploi : les progression salariale au sein d'une même entreprise ne sont pas répertoriées comme des mobilités. En revanche, nous distinguons dans les transitions d'emploi à emploi les mobilités avec progression *versus* perte salariale. Nous prenons comme référence le niveau des salaires en euros constants (base 1990). Une progression (perte) de salaire est alors définie comme une variation positive (négative) d'au moins 1 euro entre le salaire perçu en  $t$  et celui obtenu en  $t + 1$ .

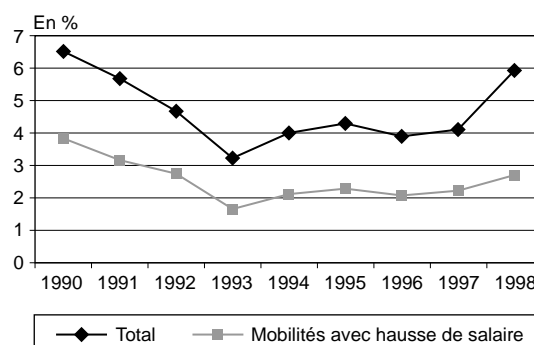
tion apparaît sensiblement plus stable (cf. graphique II). Par ailleurs, dans 90 % des cas ces promotions correspondent à des mobilités au sein de l'entreprise, et 35 à 60 % des mobilités, selon l'année considérée, se traduisent par une perte de salaire.

### Le cas des mobilités externes : la relation entre le taux de salaire perçu et la probabilité de changer d'entreprise

Dans une perspective similaire à celle de l'étude de Bowlus et Neumann (2004), nous nous concentrons à présent sur la relation entre le taux de mobilité *externe* et le niveau du salaire. Nous raisonnons par décile de salaire, c'est-à-dire en considérant les mobilités des individus répertoriés dans chacun des dix déciles, donc en fonction de la valeur de leur rémunération salariale précédant l'éventuelle mobilité. Autrement dit, nous définissons la relation statistique entre le niveau du taux de salaire en  $t$  et la probabilité moyenne qu'un individu fasse l'objet d'une transition entre  $t$  et  $t + 1$  en fonction de son décile d'appartenance en  $t$ .

Sur l'ensemble de la population employée étudiée, on peut identifier une relation s'approchant d'une courbe en U (cf. graphique III), qui tend à disparaître lorsque seules les mobilités avec progression salariale sont retenues. Ce double résultat est en parfaite adéquation avec celui de Bowlus et Neumann. Dans le cas présent, on observe notamment que le taux de transition moyen des individus appartenant au dixième décile est supérieur à celui du neuvième décile, lui même supérieur au huitième. Ce résultat contredit le caractère strictement décroissant avec le salaire des taux de transition impliqué

Graphique I  
Taux annuel de mobilité externe

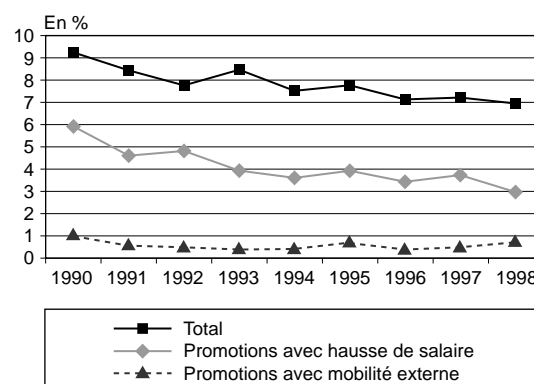


Lecture : en 1996, 3,9 % des salariés de l'échantillon ont connu une mobilité externe, avec ou sans promotion. 2,1 % (54,2 % de ceux qui ont connu une mobilité) ont alors bénéficié d'une progression salariale.

Champ : hommes salariés employés à temps plein.

Source : échantillon de 86 817 mobilités construit à partir des enquêtes Emploi Insee, 1990-1999

Graphique II  
Taux annuel de promotion



Lecture : en 1996, 7,1 % des salariés de l'échantillon ont connu une mobilité avec promotion (externe - avec changement d'entreprise -, ou interne). 3,5 % (48,7 % de ceux qui ont connu une mobilité avec promotion) ont alors bénéficié d'une progression salariale ; pour 0,4 % (5,6 % de ceux qui ont connu une mobilité avec promotion), il s'agit d'une promotion externe.

Champ : hommes salariés employés à temps plein.

Source : échantillon de 86 817 mobilités construit à partir des enquêtes Emploi Insee, 1990-1999.

Tableau 1  
L'échantillon d'observations sélectionnées

	Mobilités externes sans promotion	Mobilités externes avec promotion	Promotions internes	Nombre total de transitions	Nombre d'observations
Cadres	569 4,6 %	0 0	0 0	569 4,6 %	12 406
Professions intermédiaires	874 3,75 %	106 0,45 %	1 317 5,65 %	2 297 9,85 %	23 299
Ouvriers qualifiés	1 849 4,45 %	145 0,35 %	1 763 4,25 %	3 757 9,1 %	41 475
Ouvriers non qualifiés	282 2,9 %	236 2,45 %	3 268 33,9 %	3 786 39,3 %	9 637
Total	3 574 4,1 %	487 0,6 %	6 348 7,3 %	10 409 12,0 %	86 817

Lecture : ce tableau fait état du nombre total de transitions (mobilités) entre deux années  $t$  et  $t + 1$  par CSP, et selon leur nature (mobilités externes sans promotion, promotions externes, promotions internes), empiquées de 1990 à 1999.

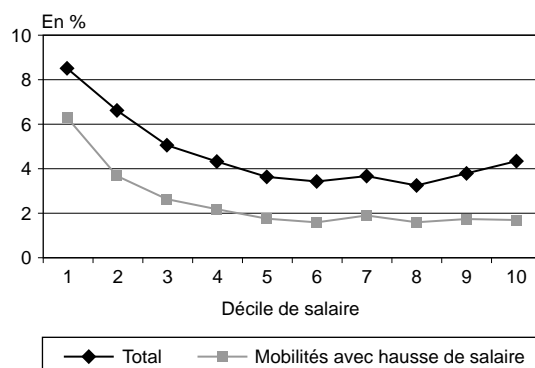
Champ : hommes employés à temps plein.

Source : enquêtes Emploi, Insee, 1990-1999.

par le modèle canonique de recherche d'emploi et ses différentes extensions.

Allons au-delà de l'étude de Bowlus et Neumann en adoptant un raisonnement par CSP, avec un décalage des salaires propre à chacune de ces CSP (cf. graphique IV). Il est alors tout à fait intéressant de noter que la relation en U précédemment identifiée tend pour partie à disparaître. Le résultat obtenu au niveau agrégé dépendrait donc notamment d'un effet de composition : typiquement, au niveau agrégé, les taux de mobilité externe supérieurs à 4 % observés quel que soit le niveau du salaire pour les cadres viendraient en quelque sorte contrebalancer les taux de mobilité autour de 3 % observés pour les déciles les plus élevés des ouvriers qualifiés.

Graphique III  
Taux de mobilité externe par décile de salaire (niveau agrégé)



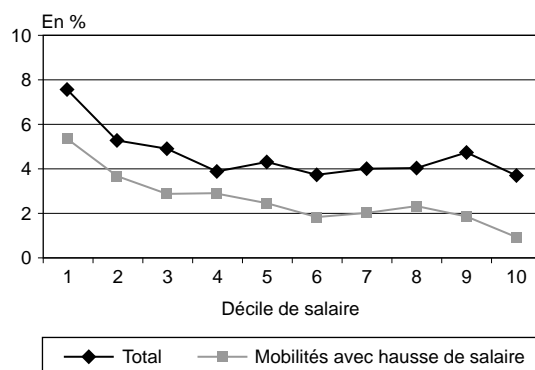
Lecture : sur les neuf années de la période d'observation, 3,7 % des salariés du cinquième décile de l'échantillon ont connu une mobilité externe, avec ou sans promotion. 1,8 % (49,0 % de ceux qui ont connu une mobilité) ont alors bénéficié d'une progression salariale.

Champ : hommes salariés employés à temps plein.

Source : échantillon de 86 817 mobilités construit à partir des enquêtes Emploi Insee, 1990-1999.

Graphique IV  
Taux de mobilité externe par décile de salaire

#### A – Le cas des cadres

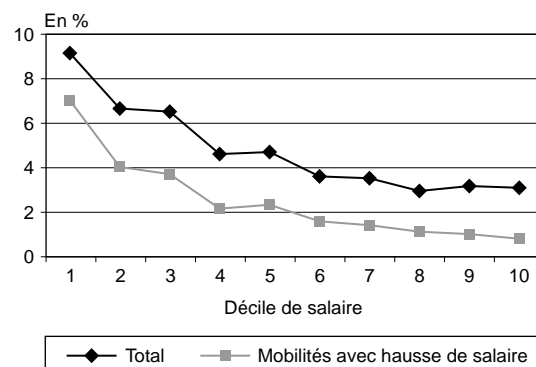


### Le cas des promotions : la relation entre le salaire perçu et la probabilité d'être promu

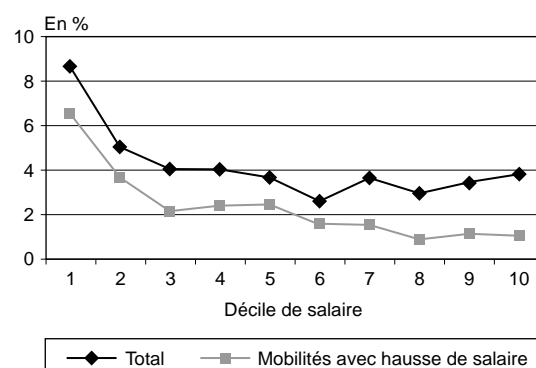
Nous examinons finalement la relation statistique entre la probabilité pour un individu d'être promu et sa rémunération salariale initiale.

Graphique IV (suite)

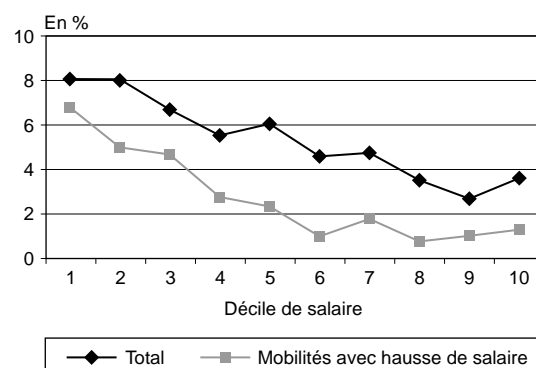
#### B – Le cas des professions intermédiaires



#### C – Le cas des ouvriers qualifiés



#### D – Le cas des ouvriers non qualifiés



Lecture : sur les dix années de la période d'observation, qui permettent de construire des mobilités sur neuf ans, 4,75 % des salariés cadres du neuvième décile de l'échantillon ont connu une mobilité externe, avec ou sans promotion. 1,85 % (38,9 % de ceux qui ont connu une mobilité) ont alors bénéficié d'une progression salariale.

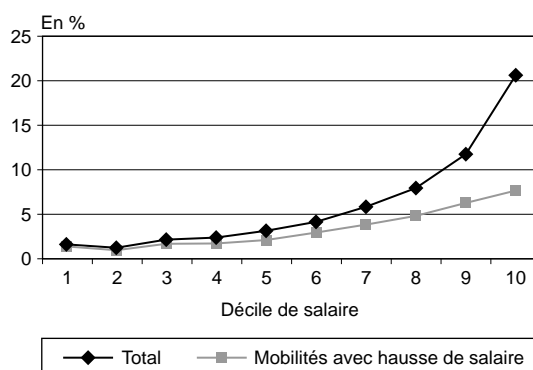
Champ : hommes salariés employés à temps plein.

Source : échantillon de 86 817 mobilités construit à partir des enquêtes Emploi Insee, 1990-1999.

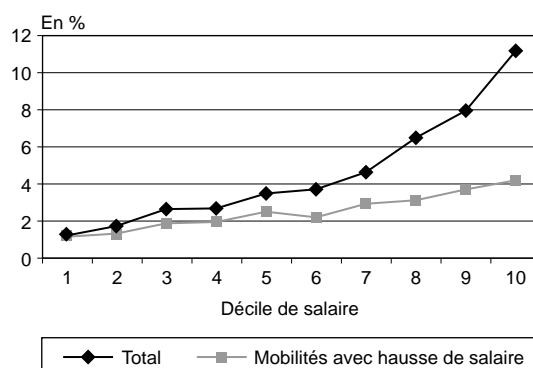
La promotion, au sens d'un accroissement qualitatif de la CSP, qu'elle se traduise ou non par un changement d'entreprise, peut également être apparentée à une modification du poste de travail. Dans cette perspective, nous considérons la relation statistique entre le niveau du salaire

Graphique V  
Taux annuel de promotion par décile de salaire

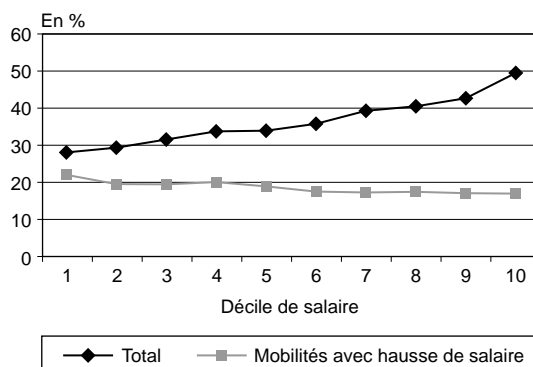
**A – Le cas des professions intermédiaires**



**B – Le cas des ouvriers qualifiés**



**C – Le cas des ouvriers non qualifiés**



Lecture : sur les dix années de la période d'observation, qui permettent de construire des mobilités sur neuf ans, 11,9 % des salariés des professions intermédiaires du neuvième décile de l'échantillon ont connu une mobilité avec promotion (externe – avec changement d'entreprise – ou interne). 6,1 % (51,1 % de ceux qui ont connu une mobilité avec promotion) ont alors bénéficié d'une progression salariale.

Champ : hommes salariés employés à temps plein.

Source : échantillon de 86 817 mobilités construit à partir des enquêtes Emploi Insee, 1990-1999.

en  $t$  et la probabilité d'être répertorié en  $t + 1$  dans une CSP considérée comme supérieure à celle en  $t$ .

Le taux de promotion est strictement croissant avec le niveau du décile des salaires, quelle que soit la CSP : un salarié  $a$ , en moyenne, d'autant plus de chance d'être promu qu'il est initialement bien rémunéré (cf. graphique V). Lorsque l'on considère les seules promotions avec augmentation salariale, ce résultat demeure vrai pour les catégories Ouvrier Qualifié et Profession Intermédiaire (6). Un argument permettant théoriquement d'expliquer ce constat empirique est mis en avant notamment par Ghosh (2007) ou Chéron et Ding (2007) : les individus les mieux rémunérés à une date  $t$  sont en moyenne ceux qui sont les mieux formés et les plus productifs ; de ce fait, il peut être plus rentable pour les entreprises de diriger les recrutements pour des postes à haute productivité en priorité vers ces individus.

Deux conclusions préliminaires semblent pouvoir être proposées à ce stade.

La pertinence empirique du modèle de recherche d'emploi n'est *a priori* pas remise en cause en tant que telle par l'observation des caractéristiques des mobilités professionnelles : dès lors qu'un raisonnement par CSP est d'adopté, le taux de mobilité externe tend à décroître avec le salaire des employés. Par ailleurs, si une fraction importante des mobilités externes s'effectue avec des pertes de salaires, les extensions du cadre canonique évoquées dans notre revue de littérature devraient pouvoir en rendre compte, même si la confrontation empirique sur cette dimension reste à mener.

Si un raisonnement par CSP nous semble approprié, la question des mobilités de travailleurs entre statuts socioprofessionnels se pose naturellement. Un fait stylisé apparaît alors très clairement : les individus les mieux rémunérés sont également ceux qui ont le plus de chance d'être promus. Ce type de mobilité intervient même près de deux fois plus fréquemment qu'une

6. Par construction, le taux de promotion comprend deux composantes : les promotions internes (sans changement d'entreprise) et externes (avec changement d'entreprise). Il apparaît que la fréquence d'une promotion, qu'elle qu'en soit la nature, augmente avec le niveau du décile de salaire. Par ailleurs, l'analyse statistique (non reportée ici) de la relation entre l'âge ou l'ancienneté du travailleur en poste avec la probabilité de promotion ne fait pas apparaître de relation aussi tranchée. Un résultat similaire est par exemple mis en évidence dans le dossier Âge et Emploi de la Dares (2004).



mobilité externe vers un emploi répertorié dans une CSP identique. Ce constat souligne l'intérêt d'étendre la théorie de la recherche d'emploi pour expliciter ces transitions et proposer une approche du marché du travail intégrant simultanément mobilités externes et internes.

## Le modèle canonique de recherche d'emploi à l'épreuve des faits

Tel qu'il est construit, le modèle canonique de recherche d'emploi ne permet pas de rendre compte des mobilités externes avec perte de salaire et des promotions. Néanmoins, qu'en est-il de sa capacité à rendre compte, quantitativement parlant, non seulement de la distribution des salaires mais également de la pente de la relation entre le taux de mobilité externe avec progression salariale et le niveau de rémunération initiale ? Nous proposons donc, dans ce dernier temps, d'examiner la performance empirique du modèle canonique de recherche d'emploi (Burdett et Mortensen (1998) avec une distribution continue de productivités) (cf. annexe 1).

Bontemps *et al.* (2000) ont déjà proposé une estimation structurelle de ce modèle en exploitant également les données de l'enquête *Emploi* (données allant de 1990 à 1993). Si l'estimation est conduite par secteur d'activité, cette contribution ne retient en revanche pas de stratification des travailleurs selon leur CSP (7). De fait, c'est l'ensemble des transitions qui est donc considéré, y compris celles impliquant une modification de la CSP. Enfin, ces auteurs focalisent leur attention sur la distribution des salaires. La comparaison des taux de transition d'emploi à emploi impliqués par le modèle avec leur contrepartie empirique n'est pas examinée.

### La stratégie d'estimation

Nous utilisons donc les données de l'enquête *Emploi* (1990-1999) et effectuons une estimation à partir d'une *méthode de moments simulés* (8). Nous effectuons une estimation paramétrique en considérant que la fonction de répartition de la productivité suit une loi de Pareto :

$$\Gamma(p) = 1 - \left( \frac{p_{\min}}{p} \right)^\beta$$

où  $p_{\min}$  est la borne inférieure de la productivité  $p$  et  $\beta \geq 0$  (9).

L'équilibre du modèle canonique est résumé par les relations suivantes définissant, respectivement, la fonction de densité des salaires versés ( $G'(w) \equiv g(w)$ ), la fonction de densité des salaires offerts ( $F'(w) \equiv f(w)$ ), et le niveau du salaire en fonction de la productivité  $p$  de l'entreprise ( $w(p)$ ) :

$$g(w(p)) = \frac{f(w(p)) \left( 1 + \frac{\lambda_1}{\delta} \right)}{\left[ 1 + \frac{\lambda_1}{\delta} (1 - F(w(p))) \right]^2}$$

$$f(w(p)) = \frac{1 + \frac{\lambda_1}{\delta} (1 - \Gamma(p))}{2 \frac{\lambda_1}{\delta} (p - w(p))}$$

$$w'(p) = \Gamma'(p) \frac{2 \frac{\lambda_1}{\delta} (p - w(p))}{1 + \frac{\lambda_1}{\delta} (1 - \Gamma(p))}$$

où  $\delta$  et  $\lambda_1$  correspondent respectivement au taux de destruction des emplois et au taux de contact d'une offre de salaire pour un employé. Nous définissons donc l'ensemble des quatre paramètres à estimer :

$$\theta \equiv \{\beta, p_{\min}, \lambda_1, \delta\}$$

La sélection des paramètres à estimer est motivée par l'objet de cette estimation : rendre compte de la distribution des salaires et de la mobilité d'emploi à emploi. Or, la fonction de densité des salaires perçus,  $g(w)$ , est intégrale-

7. Postel-Vinay et Robin (2002) et Cahuc et al. (2006) utilisent cette dimension CSP pour estimer des modèles de recherche d'emploi avec recherche sur le tas (l'ensemble des transitions sont intégrées, y compris celles qui impliquent des variations de CSP). Notre étude n'est cependant pas directement comparable dans la mesure où les caractéristiques du jeu de fixation des salaires diffèrent sensiblement de celui considéré dans le modèle canonique retenu ici.

8. Pour une présentation détaillée de la méthode d'estimation retenue, cf. annexe 2.

9. Bontemps et al. (2000) effectuent une estimation non-paramétrique de la productivité en utilisant les données Insee d'entreprises (Bénéfices industriels et commerciaux). Notre estimation est d'une ambition moindre. Elle vise simplement à confronter les implications quantitatives du modèle sur une dimension jusqu'alors non explicitement considérée, qui concerne donc les taux de transition d'emploi à emploi.

ment définie par la distribution des productivités  $\Gamma(p)$ , et par les paramètres de transition,  $\lambda_1$  et  $\delta$ . Il en est de même pour le taux de transition d'emploi à emploi, qui vérifie :

$$m(w(p)) = \lambda_1 (1 - \Gamma(p))$$

L'estimation est effectuée, distinctement, pour chacune des quatre CSP retenues.

Les résultats des estimations

Comme préalable, il est intéressant de comparer les paramètres estimés de destruction et de contact (cf. tableau 2 et annexe 2) avec les résultats obtenus par Postel-Vinay et Robin (2002) qui conduisent également une estimation par CSP, mais avec un modèle sensiblement différent, et ceux obtenus par Bontemps *et al.* (2000) avec un modèle équivalent mais dans le cadre d'une estimation sectorielle. Plus précisément, nos taux de contacts annuels estimés, compris entre 12,6 % et 26,0 % sont proches de l'intervalle obtenu par Bontemps *et al.* (2000) (entre 7,4 % et 14,6 %), mais éloignés des valeurs estimées par Postel-Vinay et Robin (2002) (comprises entre 64,3 et 73,7 %).

Parallèlement, nos estimations des taux de transition emploi-chômage (entre 1,1 % pour les cadres et 7,6 % pour les ouvriers non-qualifiés) est liée à l'existence d'un risque de chômage plus important pour les individus les moins qualifiés. Ce même intervalle de valeurs va de 5,8 % à 10,4 % pour Bontemps *et al.* (2000), et de 7,8 % à 10,2 % pour Postel-Vinay et Robin (2002).

On peut confronter, pour chacune des quatre CSP, les implications du modèle sur la double dimension : dispersion des salaires et taux de transition (cf. graphique VI). La forme en

cloche de la distribution des salaires est tout d'abord particulièrement bien reproduite, ce qui n'est en revanche pas le cas de la longue queue à droite. Ce point est notamment mis en évidence par Bontemps *et al.* (2000) pour motiver l'utilisation d'une estimation non paramétrique de la distribution des productivités. Cette insuffisance explique la valeur relativement élevée de la statistique  $J$  de test de la spécification globale, pouvant conduire à rejeter de manière globale le modèle (10).

De façon originale, nous sommes également en mesure de comparer les prédictions du modèle estimé en termes de taux de transition avec leur contrepartie empirique. Au préalable, rappelons que les moments utilisés pour estimer le modèle sont complètement indépendants des mobilités d'emploi à emploi, ce qui rend discriminante la confrontation. On peut comparer les propriétés du modèle aux caractéristiques des mobilités d'emploi à emploi sans promotion, c'est-à-dire les mobilités externes n'impliquant pas de variation de CSP (cf. graphique VII). Il est alors tout à fait intéressant de noter (visuellement) que le modèle est en mesure de rendre compte de façon satisfaisante de la pente de la relation observée entre le taux de transition sans promotion et le niveau de salaire initial. Le modèle tend néanmoins à surestimer la valeur des taux de transition en particulier pour les ouvriers. À cet égard, il est important de rappeler que notre approche statistique nous a permis de définir une borne inférieure des taux de mobilité observés, dans la mesure où nous avons négligé la possibilité pour les individus de faire l'objet de plusieurs mobilités dans une même année (n'ayant pas le calendrier mensuel du statut socioprofessionnel). La prise en compte de ce biais serait sans doute de nature à favoriser une meilleure adé-

10. Notre objectif n'est pas de valider le modèle. Il s'agit ici de proposer une première confrontation des implications du modèle avec les données françaises de transitions d'emploi à emploi.

Tableau 2  
Valeurs estimées des 4 paramètres du modèle pour les 4 catégories socioprofessionnelles

	Cadres	Professions intermédiaires	Ouvriers qualifiés	Ouvriers non qualifiés
Paramètre de la fonction de répartition des productivités ( $\beta$ de la loi de Pareto)	3,23	4,08	4,41	4,43
Borne inférieure de la productivité, paramètre de la fonction de répartition des productivités ( $p_{\min}$ de la loi de Pareto)	2,05	1,38	1,28	1,20
Taux de contact $\lambda_1$ des offres de salaire pour un employé (en %)	12,6	23,0	26,0	19,7
Taux $\delta$ de destruction des emplois (en %)	1,1	1,9	6,6	7,6

Source : calculs des auteurs.

quation des propriétés du modèle avec les données sur la mobilité professionnelle.

\* \*  
\*

Sur la base des données de l'enquête *Emploi*, l'objectif premier était ici de revisiter les résultats obtenus par Bowlus et Neumann (2004) sur données américaines tout en y apportant des éléments complémentaires donnant un nouvel éclairage sur ces résultats.

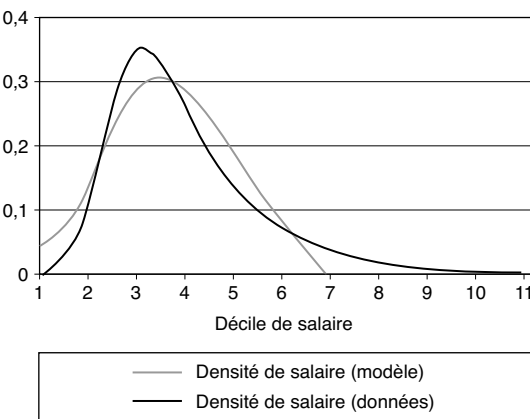
L'incidence du salaire perçu sur le taux de transition d'emploi à emploi apparaît finalement relativement conforme aux prédictions théoriques dès lors qu'un raisonnement par CSP est adopté : la probabilité de changer d'entreprise tend à décroître avec le salaire dont dispose initialement l'employé. Ce résultat accrédite l'idée que les mobilités professionnelles sont principalement guidées par la recherche d'une

rémunération supérieure. Au niveau agrégé, la relation en U obtenue, comme dans Bowlus et Neumann, renvoie de ce fait essentiellement à un effet de composition. Il ne s'agit donc pas d'une véritable remise en cause du cadre initié par Burdett et Mortensen (1998).

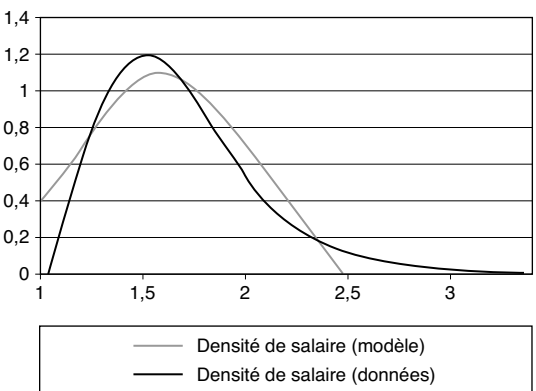
Néanmoins, une fraction importante des mobilités se traduisent par des pertes de salaires (45 %), caractéristique que le cadre canonique ne permet pas de rendre compte. Les extensions théoriques existantes, proposées notamment par Postel-Vinay et Robin (2002), Cahuc *et al.* (2006) et Burdett et Coles (2003), revisitent les modalités de formation des salaires (possibilités d'augmentations salariales au sein de l'entreprise, rôle du pouvoir de négociation, fixation d'un contrat de salaire dynamique). Dans le cadre développé par Burdett et Coles (2003), on observe notamment que les décisions de mobilité reposent sur les valeurs actuelles associées aux différentes alternatives (différentes rela-

Graphique VI  
Densité de salaires versés par CSP

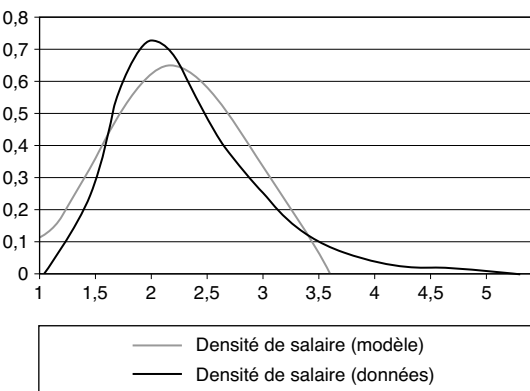
A – Cadres



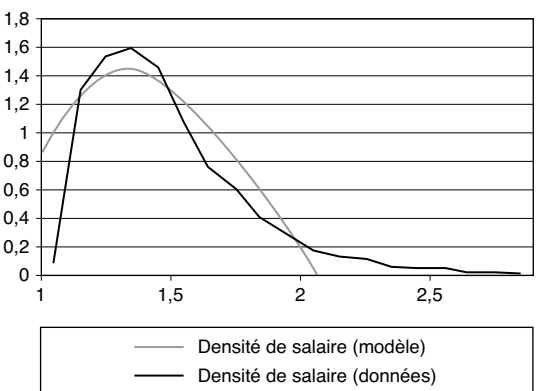
C – Ouvriers qualifiés



B – Professions intermédiaires



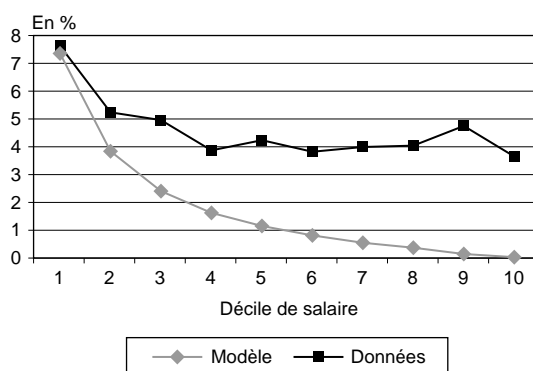
D – Ouvriers non qualifiés



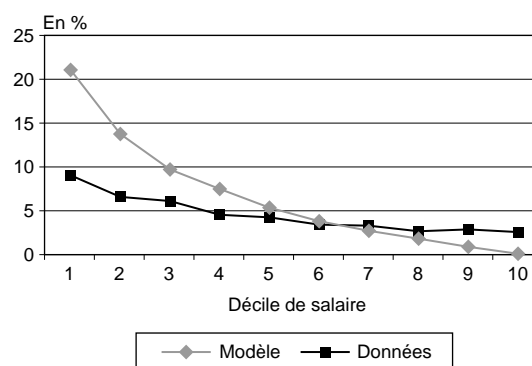
Lecture : le Smic est normalisé à 1 et l'axe des abscisses reporte la valeur du salaire comme un multiple du Smic.  
Champ : hommes salariés employés à temps plein.  
Source : échantillon de 86 817 mobilités construit à partir des enquêtes Emploi Insee, 1990-1999.

Graphique VII  
Taux de mobilité externe sans promotion par CSP

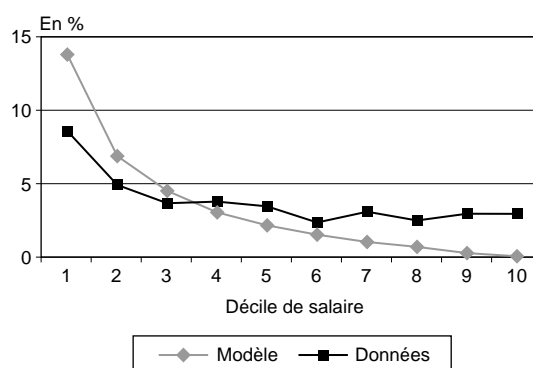
**A – Cadres**



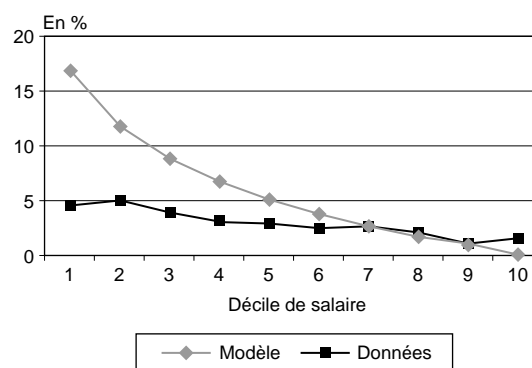
**C – Ouvriers qualifiés**



**B – Professions intermédiaires**



**D – Ouvriers non qualifiés**



Lecture : sur les neuf années de la période d'observation, 5 % des cadres du troisième décile de l'échantillon ont connu une mobilité externe sans promotion. Le modèle estimé prédit une valeur correspondante égale à 2,4 %.

Champ : hommes salariés employés à temps plein.

Source : échantillon de 86 817 mobilités construit à partir des enquêtes Emploi Insee, 1990-1999.

tions salaire-ancienneté proposées) et plus seulement sur les différences instantanées de salaires. L'approche de Postel-Vinay et Robin (2002) (tout comme celle de Cahuc *et al.*, 2006) implique également qu'un travailleur peut accepter un salaire plus faible dès lors que cette offre est effectuée par une entreprise dont la productivité est plus élevée que sur son poste actuel, parce qu'il peut espérer des progressions salariales plus importantes au sein de cette autre firme. Une confrontation des prédictions théoriques de ces modèles aux données de mobilité d'emploi à emploi restent néanmoins à mener.

Enfin, élargir le spectre des transitions d'emploi à emploi aux promotions (externes ou internes),

permet de mettre en évidence une autre caractéristique des mobilités professionnelles que les modèles de recherche d'emploi ne sont pas en mesure d'appréhender : la probabilité de progresser dans la hiérarchie des CSP, ce qui peut également être apparenté à un changement de poste de travail, augmente avec le salaire courant de l'employé. Expliquer ce phénomène paraît d'autant plus intéressant qu'il intervient en France presque deux fois plus fréquemment que les changements d'entreprise. Ceci plaide en faveur d'une approche intégrée du marché du travail permettant d'explicitier conjointement les motivations des changements d'entreprise et les promotions. □

## BIBLIOGRAPHIE

- Albrecht J.W. et Axell B. (1984)**, « An Equilibrium Model of Search Unemployment », *Journal of Political Economy*, vol. 92, n° 5, pp. 824-840.
- Biscourp P., Dessy O. et Fourcade N. (2005)**, « Les salaires sont-ils rigides ? Le cas de la France à la fin des années 1990 », *Économie et Statistique*, n° 386, pp. 59-89.
- Bontemps C., Robin J.-M. et Van den Berg G.J. (2000)**, « Equilibrium Search with Continuous Productivity Dispersion : Theory and Non-parametric Estimation », *International Economic Review*, vol. 41, n° 2, pp. 305-358.
- Bowlus A.J., Kiefer N.M. et Neumann G.R. (1995)**, « Estimation of Equilibrium Wage Distributions with Heterogeneity », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, Supplement, Special Issue on the Microeconometrics of Dynamic Decision Making, pp. S119-S131.
- Bowlus A.J. et Neumann G.R. (2004)**, « The Job Ladder », *mimeo*, University of Iowa.
- Burdett K. et Coles M.G. (2003)**, « Equilibrium Wage-Tenure Contracts », *Econometrica*, vol. 71, n° 5, pp. 1377-1404.
- Burdett K. et Mortensen D.T. (1998)**, « Wage Differentials, Employer Size and Unemployment », *International Economic Review*, vol. 39, n° 2, pp. 257-273.
- Cahuc P., Postel-Vinay F. et Robin J.-M. (2006)**, « Wage Bargaining with On-the-job Search : Theory and Evidence », *Econometrica*, vol. 74, n° 2, pp. 323-364.
- Christensen B.J., Lentz R., Mortensen D.T., Neumann G.R. et Wervatz A. (2005)**, « On the Job Search and the Wage Distribution », *Journal of Labor Economics*, vol. 23, n° 1, pp. 31-58.
- Chéron A. et Ding G. (2007)**, « An Equilibrium Search Model with Promotions », *mimeo*, Gains, Université du Maine.
- Diamond P.A. (1971)**, « A Model of Price Adjustment », *Journal of Economic Theory*, vol. 3, n° 2, pp. 156-168.
- Ghosh S. (2007)**, « Job Mobility and Careers in Firms », *Labour Economics*, vol. 14, n° 3, pp. 603-621.
- Gibbons R. et Waldman M. (1999)**, « A Theory of Wage and Promotion Dynamics Inside Firms », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, n° 4, pp. 1321-1358.
- Greene W.H. (2003)**, *Econometric Analysis* (5<sup>th</sup> edition), Prentice Hall, Upper Saddle River.
- Hansen L.P. (1982)**, « Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators », *Econometrica*, vol. 50, n° 4, pp. 1029-1054.
- Jolivet G., Postel-Vinay F. et Robin J.-M. (2006)**, « The Empirical Content of the Job Search Model: Labor Mobility and Wage Distributions in Europe and the U.S », *European Economic Review*, vol. 50, n° 4, pp. 877-907.
- McCall J.J. (1965)**, « The Economics of Information and Optimal Stopping Rules », *Journal of Business*, vol. 38, n° 3, pp. 300-317.
- Mortensen D.T. (2003)**, *Wage Dispersion : Why Are Similar Workers Paid Differently ?*, MIT Press, Cambridge.
- Mortensen D.T. et Pissarides C.A. (1999)**, « New Developments in Models of Search in the Labor Market », in *Handbook of Labor Economics*, O.C. Ashenfelter et D. Card éds., vol. 3B, pp. 2567-2627, Elsevier Science Amsterdam.
- Phelps E.S. et al. (1970)**, *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, W.W. Norton and Co, New York.
- Postel-Vinay F. et Robin J.-M. (2002)**, « Equilibrium Wage Dispersion with Worker and Employer Heterogeneity », *Econometrica*, vol. 70, n° 6, pp. 2295-2350.
- Stevens M. (2004)**, « Wage-Tenure Contracts in a Frictional Labour Market : Firms' Strategies for Recruitment and Retention », *Review of Economic Studies*, vol. 71, n° 2, pp. 535-551.

## LE MODÈLE DE RECHERCHE D'EMPLOI AVEC RECHERCHE SUR LE TAS ET HÉTÉROGÉNÉITÉ

Cette annexe propose une présentation du modèle canonique de recherche d'emploi dans la version où il existe une distribution continue des productivités entre firmes.

Les taux de contacts sont supposés exogènes, mais les transitions dépendent de la distribution des salaires à l'équilibre. Cette distribution est le résultat d'une compétition à la *Bertrand* entre les entreprises qui, en position de monopsonne, décident unilatéralement d'une politique salariale invariante pendant toute la durée d'emploi. Les travailleurs, qu'ils soient au chômage ou déjà employés, recherchent un emploi, leur comportement se limitant à une stratégie d'acceptation/refus des offres proposées, qui arrivent à un taux exogène. L'équilibre est caractérisé par une dispersion *pure* des salaires, au sens où elle existerait même en l'absence d'hétérogénéité des entreprises et des travailleurs. Les différences de productivité constituent également un déterminant de cette distribution des salaires.

Les notations utilisées sont les suivantes :

$\lambda_0$  : taux de contact des offres de salaire pour un chômeur

$\lambda_1$  : taux de contact des offres de salaire pour un employé

$\delta$  : taux de destruction des emplois

$\beta$  : paramètre de la fonction de répartition des productivités (loi de Pareto)

$p_{\min}$  : borne inférieure de la productivité, paramètre de la fonction de répartition des productivités (loi de Pareto)

$g(w)$  : fonction de densité des salaires versés

$f(w)$  : fonction de densité des salaires offerts

$w(p)$  : niveau du salaire, fonction de la productivité  $p$

$m(w)$  : taux de mobilité externe (fonction du niveau du salaire  $w$ )

$l(w)$  : nombre de salariés rémunérés au taux de salaire  $w$

### Les flux sur le marché du travail et le salaire de réservation des chômeurs

Nous considérons un marché du travail à l'état stationnaire où tous les travailleurs sont identiques. Puisque toutes les offres de salaire d'équilibre sont acceptables, nous notons dès à présent  $\lambda_0$  la probabilité de sortie du chômage. À l'équilibre, aucune entreprise n'a en effet intérêt à proposer une offre de salaire en deçà du salaire de réservation d'un chômeur, puisque celle-ci serait refusée par tout le monde.

Admettons que la somme des employés et des chômeurs soit normalisée à un, l'équilibre de flux entrées-sorties du chômage permet de définir le taux de chômage d'équilibre :

$$u = \frac{\delta}{\delta + \lambda_0}$$

Soient  $G$  et  $F$  les fonctions de distribution des salaires perçus et offerts, le stock des employés qui gagnent un salaire inférieur ou égal à  $w$  est  $(1-u)G(w)$ . Les employés sortent de ce stock lorsqu'ils sont licenciés (au taux  $\delta$ ) ou bien s'ils démissionnent, lorsqu'ils reçoivent une offre de salaire dont le niveau est supérieur à  $w$  (au taux  $\lambda_1(1-F(w))$ ). D'autre part, les travailleurs qui entrent dans ce stock  $(1-u)G(w)$  sont des chômeurs qui reçoivent une offre de salaire inférieure ou égale à  $w$ . La mesure de ces flux d'entrée est  $u\lambda_0 F(w)$ . Ainsi, à l'équilibre, la fonction de distribution  $G(w)$  est déterminée d'après la condition d'équilibre de flux suivante :

$$u\lambda_0 F(w) = (1-u)G(w) [\delta + \lambda_1(1-F(w))]$$

Si on note  $k_0 = \frac{\lambda_0}{\delta}$  et  $k_1 = \frac{\lambda_1}{\delta}$ , la distribution de salaires d'équilibre,  $G(w)$ , peut s'exprimer comme :

$$G(w) = \frac{F(w)}{1 - k_1(1 - F(w))} \quad (1)$$

On remarquera que dans le cas particulier où  $\lambda_1 = 0$ , il n'existe pas de distinction entre la distribution des salaires offerts et la distribution des salaires perçus ( $G(w) = F(w)$ ).

Notons à présent  $U$  (resp.  $W$ ) la fonction valeur d'un chômeur (resp. employé). À chaque instant, un chômeur reçoit une indemnité chômage  $b$  et cherche une offre d'emploi. De façon analogue, un employé gagne un salaire net  $w$ , recherche sur le tas en espérant une progression salariale, et est confronté au risque de licenciement. On note  $R$  le salaire de réservation d'un chômeur. Formellement, on a donc :

$$rU = b + \lambda_0 \int_R^{\bar{w}} (W(y) - U) dF(y)$$

$$rW(w) = w + \delta(U - W(w)) + \lambda_1 \int_w^{\bar{w}} (W(y) - W(w)) dF(y)$$

$R$  vérifie, par définition,  $W(R) = U$ . Il en résulte :

$$\begin{aligned} R &= b + (\lambda_0 - \lambda_1) \int_R^{\bar{w}} (W(y) - U) dF(y) \\ &= b + (\lambda_0 - \lambda_1) \int_R^{\bar{w}} \frac{1 - F(y)}{r + \delta + \lambda_1(1 - F(y))} dF(y) \end{aligned} \quad (2)$$

Dans le cas particulier où les taux de contact ne sont pas différenciés ( $\lambda_0 = \lambda_1$ ), on vérifiera que le salaire de réservation équivaut simplement au revenu du chômeur.

### La politique salariale des firmes et les propriétés de l'équilibre avec hétérogénéité des productivités

Nous considérons le cas d'une distribution continue de productivités.  $\Gamma$  et  $\gamma$  désignent les fonctions exogènes de

répartition et de densité de la productivité, dispersée sur le support  $p \in [p_{\min}; p_{\max}]$ . Dans ce cas, il y a un seul niveau de salaire associé à chaque niveau de productivité,  $w(p)$ . Cette caractéristique implique que la distribution des salaires d'équilibre est une transformation de la distribution des productivités. Autrement dit, la part des offres de salaire inférieures ou égales à  $w(p)$  correspond à la proportion d'entreprises dont la productivité est inférieure ou égale à  $p$ . Formellement, on a donc :

$$F(w(p)) = \Gamma(p) \quad (3)$$

ce qui implique par définition :

$$w'(p) = \frac{\Gamma'(p)}{F'(w(p))}$$

Dès lors, les firmes dont le niveau de productivité est plus élevé vont proposer un niveau de salaire plus élevé ( $w'(p) > 0$ ) et récupérer un niveau du profit plus élevé ( $\pi'(p) > 0$ ). La politique salariale de la firme est en effet caractérisée par le programme suivant :

$$\pi(p) = \max_w (p - w) l(w)$$

dont la condition du premier ordre est :

$$\frac{l'(w)}{l(w)} = \frac{2k_1 F_1'(w)}{1 + k_1(1 - F(w))} = \frac{1}{p - w}$$

En substituant l'expression de  $F'(w(p))$  dans cette équation, on obtient :

$$w'(p) = \Gamma'(p) \frac{2k_1(p - w(p))}{1 + k_1(1 - \Gamma(p))}$$

avec pour condition de bord  $w(p) = R$ .

On peut considérer que la distribution des productivités vérifie une loi de Pareto (cf. par exemple, Mortensen, 2002) :

$$\Gamma(p) = 1 - \left( \frac{p_{\min}}{p} \right)^\beta$$

avec  $p_{\min}$  la borne inférieure de productivité.

## LA MÉTHODE D'ESTIMATION

Pour simplifier la procédure d'estimation, nous considérons l'existence d'un salaire minimum contraignant pour chaque CSP, ce qui évite de devoir calculer un salaire de réservation propre à chaque CSP. Les moments retenus dans les données, et qui définissent le critère utilisé dans l'algorithme d'estimation, caractérisent la distribution des salaires.

Nous ne pouvons en revanche pas utiliser de moments pour caractériser les transitions. Il s'agit en effet d'une variable qualitative : les employés appartenant à un décile de salaire font ou ne font pas l'objet d'une mobilité vers un autre emploi.

La procédure d'estimation du vecteur des paramètres structurels inconnus  $\theta$  est conduite selon les étapes suivantes.

**Étape 1**

Il s'agit de calculer un vecteur de moments à  $q$  dimensions,  $M_{data}$ , à partir des données. Nous choisissons un ensemble de moments qui décrivent la distribution empirique des salaires (moyenne au sein des déciles et moyenne globale).

$$M = [w(D_1), w(D_2), \dots, w(D_{10}), \bar{w}]$$

où  $w(D_i)$  désigne la moyenne des salaires qui appartiennent au décile  $i$  (salaire moyen au sein de chaque décile  $i = 1, 2, \dots, 10$ ), et  $\bar{w}$  désigne le salaire moyen dans l'échantillon. On a donc 11 moments ( $q = 11$ ).

**Étape 2**

Étant donné le vecteur des paramètres structurels inconnus  $\theta$  et le vecteur des paramètres exogènes, nous

calculons un ensemble des moments simulés  $M_{model}$  à partir du modèle structurel. À chaque ensemble de paramètres structurels  $\theta$  est associé un unique vecteur de moments simulés  $M_{model}$  et la procédure d'estimation vise à déterminer l'ensemble de paramètres qui minimise l'écart entre  $M_{model}$  et  $M_{data}$ .

**Étape 3**

La procédure d'estimation minimise la fonction quadratique suivante :

$$Q = D'WD$$

où  $D = M_{model} - M_{data}$  et  $W$  est la matrice de poids. Cette matrice est donnée par l'inverse de la matrice de variance-covariance asymptotique des moments empiriques,

$$W = \left\{ Asy. Cov \left( \sqrt{N} M_{data} \right) \right\}^{-1}$$

où  $N$  est la taille de l'échantillon.

Les étapes 2 et 3 sont conduites jusqu'à la convergence, *i.e.* jusqu'à obtention de la valeur de  $\theta$  minimisant la fonction objectif.

Le modèle étant sur-identifié (le nombre de paramètres estimés est inférieur au nombre de moments à reproduire), nous sommes en mesure de conduire un test de spécification globale, à partir de la statistique  $J = ND'WD = NQ$ , construite sous l'hypothèse de bonne spécification du modèle. Elle est distribuée asymptotiquement selon une loi du khi-deux, avec un nombre de degrés de liberté égal au nombre de restrictions sur-identifiées.



Tableau A  
**Résultats des estimations pour la CSP Ouvrier non-qualifié**

1. Valeurs estimées des paramètres du vecteur  $\theta$

$\theta$		$\hat{\theta}_{SMM}$	s.d.	t-Stat (1)
$\beta$	Paramètre de la fonction de répartition des productivités (loi de Pareto)	4,43***	0,222	20,0
$\rho_{\min}$	Borne inférieure de la productivité, paramètre de la fonction de répartition des productivités (loi de Pareto)	1,197***	0,022	54,7
$\lambda_1$	Taux de contact des offres de salaire pour un salarié (%)	19,7***	0,9	21,3
$\delta$	Taux de destruction des emplois (%)	7,6***	1,8	4,1
1. $H_0$ : paramètre significativement différent de 0.				

2. Estimation des 11 moments  $M = [w(D_1), w(D_2), \dots, w(D_{10}), \tilde{w}]$

Moments	Moments simulés ( $M_{model}$ )		Moments calculés ( $M_{data}$ )		t-Stat (1)
$w(D_1)$	1,05***	(0,031)	1,06***	(0,027)	0,53
$w(D_2)$	1,136***	(0,021)	1,14***	(0,020)	0,34
$w(D_3)$	1,21***	(0,019)	1,21***	(0,018)	0,20
$w(D_4)$	1,27***	(0,017)	1,27***	(0,019)	0,01
$w(D_5)$	1,34***	(0,020)	1,34***	(0,019)	0,07
$w(D_6)$	1,41***	(0,021)	1,40***	(0,021)	0,46
$w(D_7)$	1,48***	(0,022)	1,48***	(0,024)	0,33
$w(D_8)$	1,57***	(0,028)	1,58***	(0,034)	0,24
$w(D_9)$	1,68***	(0,034)	1,73***	(0,053)	1,37
$w(D_{10})$	1,90***	(0,069)	2,10***	(0,239)	2,86
$\tilde{w}$	1,67***	(0,284)	1,43***	(0,304)	0,84
1. $H_0$ : $M_{model}$ non significativement différent de $M_{data}$ (moment par moment). L'égalité n'est rejetée que dans le cas de la moyenne du dixième décile $w(D_{10})$ .					

3. Le test de la spécification globale (test de « sur-identification »)

Statistique J	P-Value
3,03	0,118 (11,8 %)

Lecture : la statistique J suit ici une loi du  $\chi^2$  à 6 degrés de liberté sous l'hypothèse nulle que le modèle est bon. D'après cette statistique de spécification globale, la probabilité de rejeter le modèle est de 11,8 %.

Tableau B  
**Résultats des estimations pour la CSP Ouvrier qualifié**

1. Valeurs estimées des paramètres du vecteur  $\theta$

$\theta$		$\hat{\theta}_{SMM}$	s.d.	t-Stat (1)
$\beta$	Paramètre de la fonction de répartition des productivités (loi de Pareto)	4,41***	0,522	8,5
$\rho_{\min}$	Borne inférieure de la productivité, paramètre de la fonction de répartition des productivités (loi de Pareto)	1,289***	0,029	44,9
$\lambda_1$	Taux de contact des offres de salaire pour un salarié (%)	26,4***	1,3	20,3
$\delta$	Taux de destruction des emplois (%)	6,6***	0,7	9,1
1. $H_0$ : paramètre significativement différent de 0.				

2. Estimation des 11 moments  $M = [w(D_1), w(D_2), \dots, w(D_{10}), \bar{w}]$

Moments	Moments simulés ( $M_{model}$ )		Moments calculés ( $M_{data}$ )		t-Stat (1)
$w(D_1)$	1,10***	(0,059)	1,13***	(0,055)	0,58
$w(D_2)$	1,25***	(0,035)	1,27***	(0,030)	0,40
$w(D_3)$	1,35***	(0,022)	1,36***	(0,025)	0,24
$w(D_4)$	1,44***	(0,027)	1,45***	(0,024)	0,05
$w(D_5)$	1,54***	(0,024)	1,53***	(0,024)	0,26
$w(D_6)$	1,63***	(0,027)	1,62***	(0,026)	0,41
$w(D_7)$	1,73***	(0,028)	1,72***	(0,031)	0,31
$w(D_8)$	1,84***	(0,035)	1,84***	(0,041)	0,21
$w(D_9)$	1,97***	(0,044)	2,03***	(0,069)	1,23
$w(D_{10})$	2,27***	(0,087)	2,49***	(0,282)	2,51
$\bar{w}$	1,98***	(0,365)	1,64***	(0,396)	0,92
1. $H_0$ : $M_{model}$ non significativement différent de $M_{data}$ (moment par moment). L'égalité n'est rejetée que dans le cas de la moyenne du dixième décile $w(D_{10})$ .					

3. Le test de la spécification globale

Statistique J	P-Value
2,96	0,111 (11,1 %)

Lecture : la statistique J suit ici une loi du  $\chi^2$  à 6 degrés de liberté sous l'hypothèse nulle que le modèle est bon. D'après cette statistique de spécification globale, la probabilité de rejeter le modèle est de 11,1 %.

Tableau C  
**Résultats des estimations pour la CSP Profession intermédiaire**

1. Valeurs estimées des paramètres du vecteur  $\theta$

$\theta$		$\hat{\theta}_{SMM}$	s.d.	t-Stat (1)
$\beta$	Paramètre de la fonction de répartition des productivités (loi de Pareto)	4,08***	0,108	37,8
$\rho_{\min}$	Borne inférieure de la productivité, paramètre de la fonction de répartition des productivités (loi de Pareto)	1,384***	0,022	62,3
$\lambda_1$	Taux de contact des offres de salaire pour un salarié (%)	23,0***	1,1	20,7
$\delta$	Taux de destruction des emplois (%)	1,9***	0,1	23,7
1. $H_0$ : paramètre significativement différent de 0.				

2. Estimation des 11 moments  $M = [w(D_1), w(D_2), \dots, w(D_{10}), \bar{w}]$

Moments	Moments simulés ( $M_{model}$ )		Moments calculés ( $M_{data}$ )		t-Stat (1)
$w(D_1)$	1,31***	(0,136)	1,37***	(0,128)	0,48
$w(D_2)$	1,61***	(0,065)	1,65***	(0,056)	0,55
$w(D_3)$	1,80***	(0,048)	1,82***	(0,043)	0,27
$w(D_4)$	1,97***	(0,044)	1,96***	(0,042)	0,11
$w(D_5)$	2,11***	(0,040)	2,10***	(0,041)	0,39
$w(D_6)$	2,26***	(0,044)	2,25***	(0,045)	0,35
$w(D_7)$	2,43***	(0,052)	2,42***	(0,052)	0,26
$w(D_8)$	2,63***	(0,059)	2,63***	(0,069)	0,11
$w(D_9)$	2,85***	(0,069)	2,95***	(0,115)	1,40
$w(D_{10})$	3,38***	(0,159)	3,75***	(0,513)	2,59
$\bar{w}$	2,80***	(0,636)	2,29***	(0,704)	0,80
1. $H_0$ : $M_{model}$ non significativement différent de $M_{data}$ (moment par moment). L'égalité n'est rejetée que dans le cas de la moyenne du dixième décile $w(D_{10})$ .					

3. Le test de la spécification globale (test de « sur-identification »)

Statistique $J$	$P$ -Value
3,09	0,123 (12,3 %)

Lecture : la statistique  $J$  suit ici une loi du  $\chi^2$  à 6 degrés de liberté sous l'hypothèse nulle que le modèle est bon. D'après cette statistique de spécification globale, la probabilité de rejeter le modèle est de 12,3 %.

Tableau D  
Résultats des estimations pour la CSP Cadres

1. Valeurs estimées des paramètres du vecteur  $\theta$

$\theta$		$\hat{\theta}_{SMM}$	s.d.	t-Stat (1)
$\beta$	Paramètre de la fonction de répartition des productivités (loi de Pareto)	3,23***	0,209	15,4
$\rho_{\min}$	Borne inférieure de la productivité, paramètre de la fonction de répartition des productivités (loi de Pareto)	2,05***	0,141	14,5
$\lambda_1$	Taux de contact des offres de salaire pour un salarié (%)	12,6***	1,2	10,1
$\delta$	Taux de destruction des emplois (%)	1,1***	0,1	17,3
1. $H_0$ : paramètre significativement différent de 0.				

2. Estimation des 11 moments  $M = [w(D_1), w(D_2), \dots, w(D_{10}), \bar{w}]$

Moments	Moments simulés ( $M_{\text{model}}$ )		Moments calculés ( $M_{\text{data}}$ )		t-Stat (1)
$w(D_1)$	1,78***	(0,312)	2,00***	(0,279)	0,72
$w(D_2)$	2,43***	(0,134)	2,52***	(0,100)	0,70
$w(D_3)$	2,82***	(0,097)	2,84***	(0,081)	0,25
$w(D_4)$	3,14***	(0,088)	3,12***	(0,084)	0,25
$w(D_5)$	3,46***	(0,094)	3,41***	(0,086)	0,48
$w(D_6)$	3,79***	(0,096)	3,73***	(0,103)	0,59
$w(D_7)$	4,16***	(0,115)	4,12***	(0,126)	0,37
$w(D_8)$	4,57***	(0,120)	4,62***	(0,174)	0,47
$w(D_9)$	5,08***	(0,172)	5,39***	(0,291)	1,83
$w(D_{10})$	6,17***	(0,382)	7,23***	(1,148)	2,77
$\bar{w}$	4,91***	(1,372)	3,90***	(1,596)	0,74
1. $H_0$ : $M_{\text{model}}$ non significativement différent de $M_{\text{data}}$ (moment par moment). L'égalité n'est rejetée que dans le cas de la moyenne du dixième décile $w(D_{10})$ .					

3. Le test de la spécification globale

Statistique $J$	$P$ -Value
5,00	0,340 (34 %)

Lecture : la statistique  $J$  suit ici une loi du  $\chi^2$  à 6 degrés de liberté sous l'hypothèse nulle que le modèle est bon. D'après cette statistique de spécification globale, la probabilité de rejeter le modèle est de 34 %.